

La curva de kuznets: un análisis de panel de datos para el periodo 1989-2006*

Arlen Yahir Guarín G.**

Jonathan Cardenas M.***

Daniel Cuartas R.****

-Introducción. -I. Marco de referencia. -II. Datos. -III. Metodología y resultados. -i. Especificación. -ii. Validación de supuestos. -iii. Procedimientos econométricos. -iv. Resultados. -IV. Conclusiones. -Referencias bibliográficas. -Anexos.

Primera versión recibida: Agosto 6 de 2012; versión final aceptada: Noviembre 9 de 2012

Resumen: El presente trabajo contrasta la relación hipotética en forma de U invertida planteada por Kuznets entre el crecimiento del producto y los niveles de desigualdad, utilizando información de 40 países para el periodo 1989-2006. Esto se logra llevando a cabo una estimación de panel de datos dinámico, usando como instrumento el primer rezago de las variables. Los resultados validaron la hipótesis inicial de una relación tipo Kuznets para el periodo y los países estudiados.

Palabras claves: Curva de Kuznets, desigualdad, panel de datos dinámico

Abstract: The paper contrasts the *Kuznets inverted U* hypothesis between output

growth and inequality levels, using data from 40 countries for the period 1989-2006. This is achieved by performing a dynamic panel data estimation, using as an instrument the first lag of the variables. The results validated the hypothesis of the existence of a Kuznets curve for the period and the countries studied.

Key words: Kuznets Curve, inequality, dynamic panel data

Résumé: Cet article évalue la relation hypothétique en forme de U inversée proposée par Kuznets, entre le développement économique d'un pays et son niveau d'inégalité, à l'aide de données provenant de 40 pays pour la période 1989-2006.

* Los comentarios aquí expresados son responsabilidad de los autores y no comprometen al Banco de la República y su junta directiva.

** Investigador, Banco de la República. Correo electrónico: aguariga@banrep.gov.co.

*** Economista de la Universidad EAFIT. Correo electrónico: jcarden9@eafit.edu.co.

**** Estudiante de noveno semestre de economía de la Universidad EAFIT, Medellín, Colombia. Miembro activo del Grupo de investigación de economía y empresa. Correo electrónico: dcuarta2@eafit.edu.co.

L'estimation est réalisée grâce à des données de panel dynamiques, en prenant comme instrument le premier retard des variables. Les résultats valident l'hypothèse initiale d'une relation de type Kuznets pour la période et les pays étudiés.

Mots-clés: Courbe de Kuznets, inégalités, panel de données dynamiques

Clasificación JEL: C33, O15, O57

Introducción

Uno de los postulados más antiguos sobre distribución del ingreso es el del economista francés Vilfredo Pareto, el cual establece que todos los tamaños de distribuciones del ingreso personal (en poblaciones de gran tamaño) son sesgados hacia la derecha. Sin embargo, en 1955 Simon Kuznets publicó un nuevo postulado que establece que el crecimiento en sus etapas iniciales conduce a una mayor desigualdad de la renta pero a partir de cierto nivel, esta relación se invierte. Este fenómeno es conocido en la literatura como la "U invertida" de Kuznets y busca explicar los factores que determinan el nivel de desigualdad en el ingreso relacionados con el crecimiento del producto per cápita.

Con este trabajo se pretende contrastar la relación hipotética planteada por Kuznets entre el crecimiento del producto y los niveles de desigualdad para un grupo heterogéneo de países¹ en un periodo lo suficientemente representativo.

Luego de esta introducción se realizará una recopilación histórica sobre las diferentes apreciaciones que han surgido de la relación entre crecimiento y desigualdad, tomando como base la hipótesis de Kuznets; en el siguiente apartado se plantea la metodología a seguir y se definen las variables a estimar de acuerdo con el objetivo inicial. Por último se establecen las conclusiones obtenidas según los diferentes modelos estimados.

I. Marco de referencia

Los principales aportes desde la teoría clásica en lo que refiere a desigualdad y crecimiento económico, fueron formulados por David Ricardo, quien hizo alusión a la distribución de la renta y su efecto positivo sobre la acumulación de capital. En su trabajo inicial en la década de los cincuenta, Kuznets contribuye a la discusión argumentando que cambios sectoriales de mano de obra desde la agricultura hacia otros más avanzados (con mayor renta) producen un aumento de la desigualdad que luego disminuye a causa de un continuo aumento del nivel de producción.

Empíricamente se ha demostrado que los países más pobres dependen especialmente de la agricultura, la cual se caracteriza por su baja productividad y ser intensiva en el uso de mano de obra. A medida que la economía crece se da un proceso de migración de los trabajadores a las ciudades, donde se encuentran sectores más

1 Tanto el periodo como el número de países fueron seleccionados bajo el criterio de disponibilidad de datos.

productivos que se caracterizan por ser intensivos en mano de obra no calificada y baja remuneración (Bruno et al, 1996), presentándose entonces un periodo de alta desigualdad, con incremento en la producción. Con el paso del tiempo, se presentan mejoras en los sistemas y niveles de producción, evidenciándose un cambio de sectores mal remunerados a otros con mejores condiciones salariales como el sector terciario y algunos industriales. Al inicio de esta etapa se le conoce como *turning point*, pues es a partir de allí donde la relación producción-desigualdad pasa de ser positiva a negativa.

Campano & Dominick (2007) afirman que la hipótesis de Kuznets ha sido ampliamente probada y confirmada empíricamente, ellos se basan en la existencia de dos tipos de mercados, uno moderno y otro tradicional y dos tipos de bienes (uno para cada mercado respectivamente). Se parte del supuesto que el sector moderno no existe, por tanto el coeficiente de Gini inicial es igual a 0; sin embargo en la medida que se considera el sector moderno, la fuerza de trabajo se moviliza de un sector a otro hasta el punto en el cual los salarios convergen. Durante este proceso y antes de que los salarios se igualen, el coeficiente de Gini toma un valor mayor a 0 y crece hasta su máximo punto, el cual disminuye en la medida que los salarios se equiparan (corroborando así la hipótesis de Kuznets).

Por su parte, el análisis de Greenwood & Jovanovic (1989) se enfoca en el crecimiento económico, desarrollo institucional y la distribución de ingresos. El crecimiento económico permite mayor inversión en capital organizacional que a su vez permite

mayor crecimiento. Las instituciones son incorporadas de manera endógena para abrir la puerta al comercio, ya sea porque facilitan información que permite inversiones más oportunas o porque actúan como aseguradoras. De igual manera, la inversión en capital organizacional es costosa, por lo que economías con una buena estructura financiera podrán asumirla, lo que conllevará a un mayor crecimiento.

Algunas de las críticas que se le han hecho a la teoría de Kuznets es que utiliza datos de corte transversal para explicar un proceso dinámico. Por lo tanto, sus hallazgos sólo establecen que en los países pobres se da una relación positiva entre desigualdad y crecimiento, y al contrario para los ricos. Korzeniewicz & Moran (2005) consideran que si bien esta teoría es bastante cuestionada, su trabajo contribuye a analizar la tendencia tanto histórica como reciente de la desigualdad, ya que al igual que el presente trabajo, no solo tiene en cuenta los componentes estáticos de la relación, sino también sus variaciones a lo largo del tiempo.

Otros trabajos importantes a destacar son los de Lewis (1954) y Rey Sabogal (2007), los cuales argumentan que las altas tasas de desempleo de los países pobres permiten que los sectores productivos contraten mano de obra barata proveniente de sectores de baja productividad, siendo este fenómeno uno de los causantes de los altos niveles de desigualdad. Por lo anterior, el modelo desarrollado en el presente trabajo considera los efectos del mercado laboral en la distribución, incluyendo en las estimaciones la variable desempleo.

Trabajos como el de Kaldor (1955) encuentran evidencia empírica a favor de la relación positiva entre ingreso y desigualdad, estableciendo que es inevitable la presencia de altos niveles de esta última bajo un esquema capitalista, pues en este tipo de sistema es común una mayor acumulación de ingresos que generen en última instancia, mayores niveles de ahorro.

Por otra parte Bourguignon (2005) considera que no es correcto hablar de tendencias positivas o negativas en la relación, sino evaluar los episodios de historia y desigualdad. También observa que las conclusiones cambian de acuerdo a la metodología utilizada (series de tiempo, corte transversal y datos panel) y a las variables incluidas, que dependen a su vez del enfoque que le da el autor.

Coes (2007) menciona que considerar cada dirección de la relación de forma aislada, lleva a conclusiones arbitrarias sobre el éxito o fracaso del crecimiento. Es por eso que él utiliza un dominio estocástico para mirar los efectos del crecimiento y la desigualdad simultáneamente en Brasil y China. Al hacerlo encuentra que una disminución en el ingreso en iguales magnitudes para pobres y ricos tiene consecuencias más serias en los primeros, y en general, la evidencia para estos dos países indica que el crecimiento en las últimas décadas ha estado acompañado de incrementos en la desigualdad.

También existen estudios de este tipo aplicado a países en específico, como es el caso de la investigación de Ying & Sharon (2006) quienes en su trabajo se plantean cómo analizar el crecimiento y desarrollo económico

de China asociándolo inmediatamente con el producto per cápita, sin embargo, tienen problemas a la hora de medir el nivel de desarrollo de una economía, por lo que centra su trabajo en el impacto de los ingresos sobre la desigualdad.

Por su parte, Bergh & Nilsson (2010) utilizan la base de datos mundial de desigualdades en el ingreso para analizar si la liberalización y globalización de las economías ha tenido un efecto en la desigualdad del ingreso. Esta base de datos contiene alrededor de 14 criterios que van desde la estructura legal de un país, hasta mejoramientos en el sistema monetario. En su modelo incluyen como variables dependientes: la liberalización, una variable de efectos fijos de los países que captura las diferencias económicas estables entre estos, y una variable que recoge los choques que afectan la desigualdad económica en varios países.

Estos autores encuentran que la liberalización tiene un efecto robusto y positivo sobre la desigualdad en países ricos, mientras que la globalización tiene efectos de tipo social en los países pobres. También que la estructura legal tiene un signo negativo, es decir que reduce la desigualdad. Sin embargo ellos mencionan que la robustez del análisis solo se da en países ricos con gobiernos pequeños.

En las teorías económicas de *trickledown* (gota a gota), la aceptación social de la desigualdad permite a los ricos obtener un mayor retorno sobre sus activos e incentivos a acumular riqueza, lo que en últimas repercutirá en fenómenos de redistribución. En este sentido “la desigualdad

es necesaria para la acumulación y por lo tanto contiene la semilla del crecimiento” (Adelman y Robinson, 1989).

Sin embargo Clarke(1995) afirma que la evidencia empírica corrobora el supuesto en el cual la desigualdad está correlacionada negativamente con el crecimiento en el largo plazo. Más aún, su estudio no difiere si el estado político del país es distinto (democrático o no) y es robusto en muchos supuestos de crecimiento en diferentes países.

II. Datos

En este aspecto, el periodo de tiempo estudiado y el número de países utilizados fue definido bajo el criterio de disponibilidad de datos, tratando a la vez de conservar la mayor heterogeneidad posible entre países de distintas regiones. Se hizo un estudio para 40 naciones en el periodo 1989-2006. A continuación se introducen y describen las variables consideradas:

- Variable dependiente

Como medida de desigualdad se utiliza el coeficiente de Gini por ingresos, cuyas series fueron tomadas de las recopilaciones hechas por el *Banco Mundial*.

- Variables explicativas

Nivel de producción: las series utilizadas para el nivel de producción, hacen referencia al Producto Interno Bruto Real per cápita de los países, ajustado por el criterio de paridad de poder adquisitivo, y fueron extraídos de la base de datos del centro para las comparaciones internacionales de la

Universidad de Pensilvania (Heston et al, 1996).

Grado de apertura: para la medición de esta variable se utilizó la ya convencional operación de dividir la suma de exportaciones e importaciones de un país, sobre su nivel de producción total, esta variable también fue tomada de Heston et al (1996).

Tasa de desempleo: los datos acerca del nivel de desempleo, medido como la fracción de la fuerza laboral de los países que se encuentra desempleada, fueron tomados de las series diseñadas por la *Organización internacional del trabajo OIT* (2011)

Dado que todas las variables toman valores positivos, y asumiendo el modelo planteado en la ecuación (1), se toman logaritmos de las tres primeras variables, y se eleva al cuadrado el logaritmo del producto; así, de ahora en adelante, LNG, LNR, LNO, U y LNR2, representarán respectivamente los logaritmos del Gini, del nivel de producción, del grado de apertura, la tasa de desempleo, y el logaritmo de producto al cuadrado, (Ver tabla1)

Debido a que las mediciones del Gini de muchos países tienen una periodicidad menor a la anual, el panel inicialmente planteado estaba desbalanceado. Este problema es solucionado mediante el método de imputación de variables de suavización a través de medias móviles ponderadas, procedimiento recomendado cuando la variable a balancear tiende a ser bastante estable, como lo es en efecto el coeficiente de Gini.

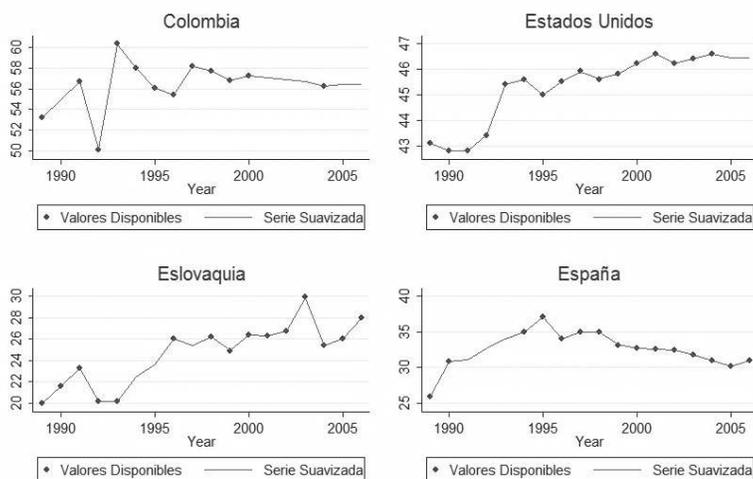
Tabla 1
Estadística descriptiva

		Levin, Lin & Chu		Im, Pesaran and Shin		PP - Fisher	
		Estadístico	Rechaza Ho	Estadístico	Rechaza Ho	Estadístico	Rechaza Ho
Sin Tendencia	LNG	-3.2789	SI	-1.5083	NO	159.020	SI
	LNR	0.6204	NO	6.8007	NO	27.309	NO
	LNR2	1.1999	NO	7.1688	NO	25.175	NO
	LNO	-3.4184	SI	2.6039	NO	85.726	NO
	U	-7.1544	SI	-3.2402	SI	102.986	SI
Con Tendencia	LNG	-3.7909	SI	-1.0746	NO	181.626	SI
	LNR	-9.6192	SI	-5.2243	SI	128.944	SI
	LNR2	-9.4541	SI	-4.9566	SI	125.248	SI
	LNO	-1.4452	NO	1.1316	NO	74.046	NO
	U	-11.6627	SI	-6.1574	SI	97.257	NO

Fuente: Cálculos de los autores

La siguiente grafica muestra el resultado de la imputación de los datos solo para 4 países (Gráfica 1) donde los puntos indican los datos inicialmente disponibles y la línea continua el resultado de la suavización.

Gráfica 1
Series Gini Balanceadas

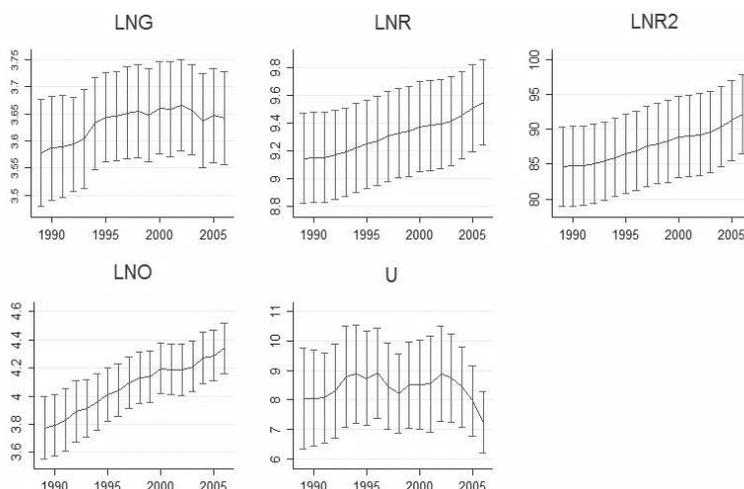


Fuente: Cálculo del autor

La Gráfica 2 muestra las series de datos de panel para las 5 variables consideradas, donde la línea azul representa la serie de

medias entre países en cada momento del tiempo y las líneas rojas el rango de valores tomados por las variables en dichos años.

Gráfica 2
Series Datos Panel



Fuente: Cálculo del autor

III. Metodología y resultados

i. Especificación

Con el fin de validar la existencia de la relación en forma de U invertida entre el nivel de producción y los niveles de desigualdad, y siguiendo el procedimiento que la literatura suele llevar a cabo, la especificación de la función general a estimar es la siguiente:

$$\ln(D)_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \left(\ln \frac{PIB}{P}\right)_{it} + \beta_2 \left(\ln \frac{PIB}{P}\right)_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde \ln indica logaritmos naturales, representa la medida de desigualdad, el nivel de producción, la población, es un parámetro que varía entre países y varía a lo largo del tiempo. De evidenciarse la presencia de una relación en forma de U invertida y tomarían signos diferentes, siendo el primero positivo y el segundo negativo;

además, con un poco de algebra se obtiene el punto de inflexión que estaría dado por la siguiente expresión:

$$\tau = \exp \left(\frac{-\beta_1}{2\beta_2} \right) \quad (2)$$

Este punto representa el valor a partir del cual la relación entre el nivel de producción y la desigualdad pasa de ser positiva, a negativa, y su comparación con los datos existentes puede servir como medida de confiabilidad de las estimaciones.

ii. Validación de supuestos

Luego de balancear el panel, se procedió a realizar distintos test de raíces unitarias, con el fin de garantizar la estacionariedad de las series, esto se logra utilizando las aproximaciones *comunes* que asumen homogeneidad entre países², y las que lla-

2 Método de Levin, Lin y Chu

maremos *individuales*, que tienen en cuenta la heterogeneidad de los países³; todos ellos contrastando una hipótesis nula de raíces unitarias

Siguiendo los resultados expuestos en la Tabla 2, y los comportamientos de las series

enseñados en la gráfica 2, es evidente que las series del coeficiente de Gini y el desempleo son estacionarias, tanto en tendencia como en niveles; las series del producto y el producto al cuadrado son estacionarias en tendencia, y la única variable con raíz unitaria, es el grado de apertura.

Tabla 2
Test de raíces unitarias

		Levin, Lin & Chu		Im, Pesaran and Shin		PP - Fisher	
		Estadístico	Rechaza Ho	Estadístico	Rechaza Ho	Estadístico	Rechaza Ho
Sin Tendencia	LNG	-3.2789	SI	-1.5083	NO	159.020	SI
	LNR	0.6204	NO	6.8007	NO	27.309	NO
	LNR2	1.1999	NO	7.1688	NO	25.175	NO
	LNO	-3.4184	SI	2.6039	NO	85.726	NO
	U	-7.1544	SI	-3.2402	SI	102.986	SI
Con Tendencia	LNG	-3.7909	SI	-1.0746	NO	181.626	SI
	LNR	-9.6192	SI	-5.2243	SI	128.944	SI
	LNR2	-9.4541	SI	-4.9566	SI	125.248	SI
	LNO	-1.4452	NO	1.1316	NO	74.046	NO
	U	-11.6627	SI	-6.1574	SI	97.257	NO

Fuente: Cálculo del autor

Antes de proceder con las estimaciones también se verifica la direccionalidad de las relaciones existentes entre las variables desigualdad, producto y producto al cuadrado a través del test de causalidad de Granger y el test de exogeneidad en bloque de Wald (Anexo 1), luego de aplicar los test se concluye que existe una relación unidireccional en la cual son las variaciones del producto las que causan los cambios en los niveles de desigualdad

iii. Procedimientos econométricos

Luego de verificar la estacionariedad y las relaciones de causalidad existentes, se realizan las estimaciones tradicionales en datos

de panel (efectos fijos y efectos aleatorios) con el fin de comprobar robustez en los resultados. En última instancia y como metodología central se estima un panel de datos dinámico siguiendo el modelo introducido por Arellano & Bond (1991), esto con el fin de capturar los posibles efectos autorregresivos de la variable dependiente.

Para la estimación del modelo de efectos aleatorios y además de las variables ya definidas, se tuvo en cuenta dummies regionales cuya categoría base fue América Latina. No obstante al realizar el test de Hausman sobre las estimaciones de efectos fijos y aleatorios, se encontraron diferencias sistemáticas en los Coeficientes, por

3 Método de Im, Pesaran y Shin y el enfoque Phillips-Perrón en la metodología de Fisher

lo que las únicas estimaciones eficientes y consistentes entre los dos modelos son las llevadas a cabo por el método de efectos fijos, y las estimaciones de efectos aleatorios sufren problemas de inconsistencia.

Por su parte la metodología Arellano-Bond plantea la existencia de efectos individuales específicos, con la inclusión entre los regresores de la variable dependiente rezagada:

$$\ln(D)_{i,t} = \alpha_i + \ln(D)_{i,t-1} + \beta_1 \left(\ln \frac{\text{PIB}}{P} \right)_{i,t} + \beta_2 \left(\ln \frac{\text{PIB}}{P} \right)_{i,t}^2 + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Dada la confirmación de que es un efecto fijo, la estimación directa por mínimos cuadrados ordinarios llevaría a estimaciones inconsistentes de los coeficientes, pues el regresor estaría correlacionado con α_i , y por ende, con el término de error $\varepsilon_{i,t}$, razón por la cual, es necesaria la utilización de un instrumento que determine la variable dependiente rezagada pero que no esté en relación con el error.

Considerando esto Arellano & Bond (1991) sugieren la estimación de la ecuación 3 expresado en diferencias:

$$\Delta \ln(D)_{i,t} = \Delta \ln(D)_{i,t-1} + \beta_1 \Delta \left(\ln \frac{\text{PIB}}{P} \right)_{i,t} + \beta_2 \Delta \left(\ln \frac{\text{PIB}}{P} \right)_{i,t}^2 + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Donde el efecto fijo desaparecería, y dada una no autocorrelación del factor aleatorio $\varepsilon_{i,t}$, la variable podría ser utilizada como un instrumento, pues esta no está correlacionada con el término de error $\varepsilon_{i,t}$, más si con la variable rezagada $\Delta \ln(D)_{i,t-1}$; la utilización de este instrumento y la inclusión de la variable dependiente rezagada en los regresores implica la pérdida de los dos primeros valores de las series. Por otra parte, el modelo estaría sobre-identificado, por lo que una

estimación a través mínimos cuadrados en dos etapas puede ser llevada a cabo.

Debido a la no estacionariedad de la variable proxy del grado de apertura, se realiza el filtro propuesto por Hodrick & Prescott (1997), con el fin de obtener el componente cíclico de la variable objetivo (LNO_C el cual cumple con el supuesto requerido de estacionariedad⁸.

iv. Resultados

Los principales resultados evidenciados de las estimaciones realizadas aparecen en la tabla 3, donde los modelos Dinámico 1 y 2, sólo se diferencian en el número de etapas de la estimación, pues para el segundo se utilizó el método de dos etapas y para el primero, el de una sola etapa. La matriz de varianzas y covarianzas para los modelos dinámicos fue estimada a través del método generalizado de los momentos.

Aunque no se muestre en los resultados finales, en las estimaciones preliminares se consideró la variable logaritmo del PIB al cubo, en busca de probar la existencia de una relación en forma de N, pero esta variable resultó estadísticamente no significativa.

En todos los modelos se encontró evidencia a favor de la existencia de la curva de Kuznets, donde, si tomamos el punto de inflexión del modelo Dinámico 1 (28084.64), nos indicaría según nuestros datos, que en suma los países han estado un 78% del tiempo en la sección ascendente de la curva, y un 21.66% en la sección descendente.

8 Ver Anexo 2 Para Gráficas y test de estacionariedad de LNO_C.

Tabla 3
Estimaciones5

	Dinámico 1	Dinámico 2	Efectos Fijos	Efectos Aleatorios
Constante	-1.5672 (1.1207)	-1.8141 (0.9171)	-4.9120 *** (0.7826)	-3.3302 *** (0.7671)
LN R	0.7283 *** (0.2530)	0.5548 *** (0.2057)	1.7080 *** (0.1731)	1.4698 *** (0.1693)
LN R2	-0.0356 *** (0.0137)	-0.0260 ** (0.0111)	-0.0843 *** (0.0095)	-0.0738 *** (0.0094)
LN O_C	0.0795 ** (0.0355)	0.0745 *** (0.0085)	0.0348 (0.0394)	0.0345 (0.0404)
LN Gt-1	0.4165 *** (0.0615)	0.4194 *** (0.0214)	- -	- -
U	0.0030 ** (0.0015)	0.0028 *** (0.0004)	0.0039 *** (0.0013)	0.0034 *** (0.0013)
Asia				-0.1767 *** (0.0669)
Norteamérica				-0.3985 *** (0.1105)
Europa_Occidente				-0.5744 *** (0.0689)
Europa_Oriente				-0.5890 *** (0.0737)
Oceania				-0.5020 *** (0.1469)
África				0.3580 ** (0.1556)
Europa_Norte				-0.6678 *** (0.0939)
Curva de Kuznets	Existe	Existe	Existe	Existe
Punto de inflexión	28084.64	42135.03	25154.73	21103.68
Sobreidentificación	SI	SI	NA	NA
Correlación (L=2)	NO	NO	NA	NA

Significancia estadística: 10%(*) 5%(**) 1%(***)

Desviaciones estándar en paréntesis

Fuente: Cálculo del autor

Para el año 2006 el 40% de los países a su vez, tenían un PIB per cápita superior al del punto de inflexión, por lo que el futuro crecimiento económico causaría disminuciones del nivel de desigualdad para estas naciones⁶.

A pesar que las estimaciones de efectos aleatorios son inconsistentes, cabe anotar las diferencias regionales encontradas a

través de esta aproximación, donde todas las zonas incluidas, exceptuando África, presentan menores niveles de desigualdad en comparación con Latinoamérica, siendo el oriente y norte de Europa los lugares con mejores condiciones de distribución del ingreso. Por su parte el continente africano, es el único con niveles de desigualdad mayores a los de los países latinoamericanos.

5 Ver en Anexo 3 los distintos test realizados a los modelos.

6 Si bien los resultados son robustos y el punto de inflexión resulta ser consecuente con los datos agrupados, hay que ser cuidadoso en la generalización de este resultado, ya que particularidades individuales pueden ocasionar la existencia de puntos de inflexión alejados del estimado. En busca de individualizar el análisis se recomienda la estimación de métodos de panel agrupados.

IV. Conclusiones

La hipótesis de existencia de una relación en forma de U invertida entre el nivel de ingreso y la distribución de los mismos planteada por Kuznets (1955), para los países y períodos considerados en este artículo, se ve confirmada. Rechazándose a su vez la existencia de una perpetua relación positiva entre dichos indicadores, y la presencia de una relación en forma de N. Adicionalmente se encuentra evidencia a favor de la hipótesis de unidireccionalidad siendo el producto causante de la desigualdad.

En los modelos en general resultó ser significativa y positiva la relación entre el grado de apertura de los países y su nivel de desigualdad, lo que lleva a plantear un efecto negativo de la globalización y el intercambio internacional en los niveles de distribución.

En todas las metodologías resultó ser positiva y significativa la relación entre el grado de desigualdad y la tasa de desempleo de los países considerados, corroborándose la hipótesis de que altos niveles de paro, son generadores de desigualdad.

Referencias bibliográficas

- ADELMAN, I., & ROBINSON, S. 1989. "Income Distribution and Development". En: Hollis Chenery & T.N. Srinivasan (ed.), *Handbook of Development Economics*, Cap 18, 885-947.
- ARELLANO, M., & BOND, S. 1991. "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations". *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- BANCO MUNDIAL. "Datos: Índice de Gini". [En línea], Consultado en: Mayo 2011. Disponible en: <<http://datos.bancomundial.org/indicador/SI.POV.GINI>> .
- BERGH, A., & NILSSON, T. 2010. "Do liberalization and globalization increase income inequality?". *European Journal of political economy*.
- BOURGUIGNON, F, FERREIRA, F& MENENDES, M. 2005. Inequality of Opportunity in Brazil. Ibero-America Institute for Economic Research.
- BRUNO, M., RAVALLION, M., & SQUIRE, L. 1996. Equity and growth in developing countries. *The World Bank*.
- CAMPANO, F., & DOMINICK, S. 2007. "Economic development and income distribution". *Fordham University*.
- CLARKE, G. 1995. "More evidence on income distribution". *Journal of development economics*, 403-427.
- COES, D. 2007. "Income distribution trends in Brazil and China: Evaluating absolute and relative economic growth". *The Quarterly Review of Economics and Finance*.
- GREENWOOD, J., & JOVANOVIC, B. 1989. Financial development, growth and the distribution of income. *NBER*.
- HESTON, A., SUMMERS, R., & ATEN, B. 2011. Penn World Table Version 7.0. *Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania*.

- HODRICK, R., & PRESCOTT, E. 1997. "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit and Banking*, 1-16.
- KALDOR, N. 1955. "Alternative theories of distribution". *Review of Economic Studies*.
- KORZENIEWIC, R., & MORAN, T. 2005. "Theorizing the relationship between inequality and economic growth". *Theory and society*, 277-316.
- KUTZNETS, S. 1955. "Economic growth and income inequality". *American Economic Review*.
- LEWIS, A. 1954. Economic development with unlimited supplies of labour.
- ORGANIZACIÓN INTERNACIONAL DEL TRABAJO OIT. "LABORSTA". [En línea], Consultado en: Mayo 2011. Disponible en: < <http://laborsta.ilo.org/> > .
- OSBERG, L. 1997. Economic Growth, Income Distribution and Economic Welfare in Canada 1975-1994. *Dalhousie University*.
- REY SABOGAL, C. 2007. Aproximaciones teóricas y empíricas a la relación de causalidad entre desigualdad y crecimiento: un análisis para Colombia 1985-2006. *Universidad Nacional*.
- YING, K., & SHARON, C. 2006. A Test of the Kuznets Inverted U Hypothesis: Income Inequality Behind the Rapid Economic Growth in China.

Anexos

Anexo 1

Test de Causalidad

Test de Causalidad de Granger por parejas	Muestra: 1989 2006	Rezagos: 2
Hipótesis Nula:	Obs	Estadístico F Prob.
LNR no Causa en el sentido de Granger a LNG	640	8.88153 0.00020
LNG no Causa en el sentido de Granger a LNR		1.83619 0.16030
LNR2 no Causa en el sentido de Granger a LNG	640	9.85935 0.00006
LNG no Causa en el sentido de Granger a LNR2		1.96142 0.14150
LNR2 no Causa en el sentido de Granger a LNR	640	0.54092 0.58250
LNR no Causa en el sentido de Granger a LNR2		0.39609 0.67310

Fuente: Cálculo del autor

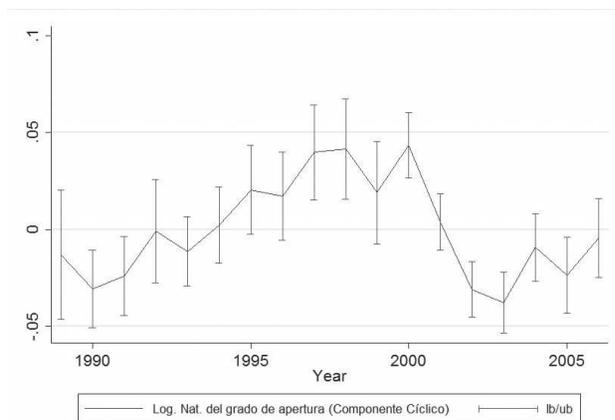
Test de Exogeneidad

Test de Exogeneidad en Bloque de Wald			
Muestra: 1989 2006		Observaciones : 640	
Variable dependiente: LNR			
<i>Excluida</i>	<i>Chi-cuad.</i>	<i>G/l</i>	<i>Prob.</i>
LNR2	1.3376	2	0.5123
LNG	3.9210	2	0.1408
All	5.0061	4	0.2867
Variable dependiente: LNR2			
<i>Excluida</i>	<i>Chi-cuad.</i>	<i>G/l</i>	<i>Prob.</i>
LNR	0.9506	2	0.6217
LNG	4.0722	2	0.1305
All	4.8670	4	0.3012
Variable dependiente: LNG			
<i>Excluida</i>	<i>Chi-cuad.</i>	<i>G/l</i>	<i>Prob.</i>
LNR	10.061	2	0.0065
LNR2	11.987	2	0.0025
All	30.030	4	0.0000

Fuente: Cálculo del autor

Anexo 2

Gráfica serie Componente Cíclico del grado de apertura (LNO_C)



Fuente: Cálculo del autor

Test de estacionariedad en niveles

Test de Raíz Unitaria para Datos Panel					
Método	Hipótesis Nula	Estadístico	Valor P	Conclusión	
Levin, Lin & Chu	Raíz Unitaria	t	-1.96912	0.0245	Estacionariedad
Im, Pesaran & Shin	Raíz Unitaria	W	-3.58822	0.0002	Estacionariedad
ADF-Fisher	Raíz Unitaria	Chi2	120.753	0.0022	Estacionariedad
PP-Fisher	Raíz Unitaria	Chi2	123.935	0.0012	Estacionariedad

Fuente: Cálculo del autor

Anexo 3

Test realizados a los modelos Dinámicos

Modelo	Test	Hipótesis Nula	Estadístico	Valor P	Conclusión	
Dinámico 1	Sargan	Restricciones de sobreidentificación válidas	Chi2	159.1744	0.0761	Sobreidentificación
	Arellano-Bond	Autocorrelación de orden 2 en los errores	z	1.7074	0.0877	No correlación
Dinámico 2	Sargan	Restricciones de sobreidentificación válidas	Chi2	34.8335	1	Sobreidentificación
	Arellano-Bond	Autocorrelación de orden 2 en los errores	z	1.6332	0.1024	No correlación

Fuente: Cálculo del autor

Test de Hausman para efectos fijos y aleatorios

	Coeficientes			
	(b)	(B)	(b-B)	$(\text{diag}(V_b - V_B))^{1/2}$
	Ef. Fijos	Ef. Aleat.	Diferencia	Er. Es.
LNR	1.707962	1.469837	0.2381256	0.035679
LNR2	-0.0842789	-0.0738077	-0.0104712	0.001742
LNO_C	0.034801	0.0345051	0.000296	.
U	0.0038638	0.0033757	0.000488	.
b = Consistente Bajo Ho y Ha				
B = Inconsistente bajo Ha, Eficiente bajo Ho				
Test Ho: Diferencias no sistemáticas en los coeficientes				
chi2(4)	=	$(b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$		
	=	47.96		
Prob>chi2	=	0		
Conclusión	Diferencias sistemáticas		Efectos aleatorios Inconsistentes	
$(V_b - V_B)$ No es definida positiva				

Fuente: Cálculo del autor

Anexo 4

Países y Datos Utilizados

País	Gini*		Apertura		PIB per Cápita		Desempleo	
	Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.
Alemania	29.811	1.451	55.593	13.777	29,232.78	2,137.08	8.41	1.46
Argentina	48.592	2.875	35.764	7.777	8,729.61	998.10	12.65	4.20
Australia	36.225	5.087	35.758	4.669	31,414.17	4,464.72	7.49	1.89
Bahamas	47.057	4.364	96.672	6.944	23,119.85	2,390.73	10.45	2.28
Bangladesh	33.145	1.936	30.895	8.212	967.07	140.54	2.90	1.06
Bolivia	55.309	3.408	54.650	6.527	3,120.67	223.64	6.51	4.81
Brasil	58.948	1.393	20.524	4.648	6,842.81	351.50	7.40	2.08
Bulgaria	32.909	4.738	95.921	18.302	6,831.40	1,168.85	15.90	3.75
Canadá	29.324	0.808	64.156	9.189	31,067.10	3,635.69	8.48	1.58
Chile	55.154	1.533	59.641	9.030	8,605.34	1,878.50	6.92	1.83
China	35.351	8.666	40.275	14.625	2,974.10	1,300.21	3.21	0.69
Colombia	56.345	2.121	33.844	4.252	5,607.55	750.25	12.07	3.14
Costa Rica	46.777	1.783	79.908	14.925	8,600.71	915.29	5.47	0.96
España	32.514	2.459	43.615	11.157	23,582.19	3,206.99	16.03	4.99
Estados Unidos	45.320	1.337	21.748	3.981	36,362.21	4,023.74	5.48	0.95
Finlandia	25.802	2.452	60.739	13.610	26,141.07	3,850.11	10.13	3.89
Francia	28.866	1.706	43.323	8.042	27,714.12	2,242.90	10.34	1.55
Ghana	37.818	3.273	89.972	20.921	886.98	85.40	8.20	2.48
Honduras	54.180	1.961	114.455	7.130	3,092.93	142.38	4.11	0.73
Hungría	26.498	2.078	82.169	37.940	12,916.95	2,182.67	8.49	2.12
India	35.258	3.309	30.103	9.103	1,784.52	414.32	3.44	0.75
Italia	32.669	1.416	49.022	4.693	27,351.75	1,870.07	10.10	1.59
Jamaica	40.535	2.636	95.823	14.202	8,378.35	631.15	14.65	2.16
Japón	30.989	1.826	21.118	3.748	29,113.86	1,423.43	3.68	1.16
Malasia	45.425	3.089	175.924	25.497	8,701.41	1,637.37	3.57	0.90
México	53.109	1.792	41.394	14.023	9,880.73	1,090.11	3.55	1.07
Noruega	33.664	3.641	69.850	3.606	41,026.51	5,992.57	4.46	0.92
Nueva Zelanda	33.384	1.582	50.622	5.136	22,774.41	2,829.84	6.77	2.13
Países Bajos	28.417	2.708	103.731	19.570	31,466.01	3,624.30	5.22	1.94
Panamá	55.501	0.906	156.551	22.276	6,685.18	710.19	13.63	1.82
Polonia	32.356	3.358	51.178	17.555	10,334.58	2,173.30	14.84	2.88
Reino Unido	33.694	0.767	46.490	7.718	28,462.12	3,719.60	6.80	1.90
República Dominicana	50.110	1.209	65.237	4.744	6,436.97	1,215.64	17.09	2.13
República Eslovaca	24.591	2.800	109.689	34.818	12,237.04	2,181.32	14.65	2.76
Rumania	29.883	5.166	45.364	19.108	6,619.61	1,001.83	7.17	0.79
Singapur	47.032	0.813	343.446	44.199	32,699.40	6,647.61	3.55	1.37
Suecia	25.283	1.689	71.714	14.374	29,105.59	3,432.68	6.59	2.60
Taiwán	32.534	1.447	99.288	12.838	20,529.32	4,732.87	3.16	1.37
Uruguay	43.690	1.387	48.923	7.134	7,785.62	991.26	11.40	2.81
Venezuela	44.807	2.109	54.386	5.379	8,312.62	581.71	11.44	2.86

Fuente: Cálculo de los autores; *Series suavizada